

TESTFORMA ÉS HUMÁNBIOLÓGIA, I. – TÖPRENGÉSEK 7–18 ÉVES FIÚK NÖVEKEDÉSI TÍPUSA KAPCSÁN

Szmodis Iván, Szmodis Márta és Mészáros Zsófia

Semmelweis Egyetem, Testnevelési és Sporttudományi Kar, Egészségtudományi és Sportorvosi Tanszék, Budapest

Szmodis, I., Szmodis, M., Mészáros, Zs.: *Body shape and human biology, I – Reflexions about the growth type of boys aged 7 through 18. Using a nationally representative material of 18,737 boys of 7 to 18 yr. we produced reliable and valid age-group reference data until now unavailable for the growth type model approach of Conrad to human body shape. We also regarded as our task to explore the relationship between the two indices of the growth type as well as their other features. We studied also the connexion between the model's formal parameters and relative body fat content during growth as well as some methodologic aspects of body shape. To this end we metaanalyzed decimal age, body mass, height, metric and plastic indexes and fat% data collected by Mészáros. We report the age related raw and fat-corrected reference values of the Strömgren estimate of pykno- and leptomorphy (metric index) and of the plastic (robustness) index of Conrad, the reference values of estimated body fat percentage for the boys of 7, and the age related prevalence of subjects whose relative fat exceeded 20%, a limit regarded by us as a maximum still conforming to health for males. Except for the seven-year-old boys, more than 30% of the boys of each age group carried a relative fat mass exceeding 20% of body weight. We evidenced that fat tissue correction made the joint distribution of the Conrad indexes circularly symmetric and reduced almost to zero the correlation between these indexes. We consider the task of throwing light on the theoretical parameters of human body shape methodologically urgent.*

Keywords: *Model of human body shape; Male reference data of fat-corrected metric and plastic index; Relative fat mass; Classification of body shape.*

Bevezetés

Ez a dolgozat az emberi testforma megközelítésének egy lehetséges modelljével kíván foglalkozni. Az emberi testforma kérdése iránt az újabbkori humánbiológia látszólag elvesztette az érdeklődését. Ennek okai bizonyára szerteágazóak, számunkra viszont nehezen megfejtethetőek és találgatásra is alapot adhatnak. Ennek tulajdonítható, hogy a tárgyalási részben esszézerű gondolatmenetekre is vetemedünk, vállalva azt is, hogy a szikárabb adatismertetéshez szokott szűkebb szakma esetleg kifogásolhatja. Nézetünk szerint azonban a kérdés, hogy miért is alakultak így a dolgok, megér egy misét, vagyis – a megszokottól eltérően – némileg bővebb kifejtést.

A tárgyalásra kerülő Conrad-féle növekedési típusmodell nem csak kidolgozásakor számított enyhén egzotikusnak, minden bizonnyal a mai napig az, ha mérceként az irodalmi hivatkozásokat nézzük. Alkalmazására – tudásunk szerint – kizárólag a valahai keletnémet szerzők munkáiban (Höppe 1969, Möhr és Johnsen 1969, Tittel és Wutscherk 1972, Greil 1988, 1993, 1997ab, Greil és Vockenberg 1975, Greil és Möhr 1996, Jaeger és mtsai 2004) és hazánkban, a Központi Sportiskolában (majd utódjában, a Nemzeti Utánpótlás-nevelési és Sportszolgáltató Intézetben, Szmodis és mtsai 1976, Szmodis 1977, Szabó és mtsai 1984, 1992) és a Testnevelési Egyetem Orvostudományi

Tanszékén (majd utódján, a Semmelweis Egyetem Testnevelési és Sporttudományi Karának Egészségtudományi és Sportorvosi Tanszékén, Mészáros és mtsai 1979, 1983, 1984, 1985, 1986, Frenkl és mtsai 1985, Mészáros és Mohácsi 1987) került sor.

Titteléket leszámítva, akik fiatal sportoló felnőttekkel foglalkoztak, a módszert elsősorban gyermekeknél és fiataloknál alkalmazták. Bár a modell plasztikus indexnek nevezett mérőszáma felhasználásra került a Mészáros-féle morfológiai kor- és várható felnőttkori magasságbecslésben (Mészáros és mtsai 1983, Mészáros és Mohácsi 1987), az egyedi testforma megállapításához eddig nem került közlésre megbízható és érvényes referencia-értéksor.

Munkánk elsődleges célkitűzése tehát ez utóbbinak korosztályonkénti kidolgozása volt, de feladatunknak tekintettük a Conrad-féle növekedési típus két indexe más sajátosságainak és egymáshoz való viszonyának földerítését is. Ugyancsak foglalkozni kívántunk a zsír%-kal becsült testösszetétel és az adott modell formai sajátosságainak kölcsönhatásával a növekedés kapcsán, továbbá a testforma kérdésének néhány módszertani szempontjával. Választott dolgozatcímünkhöz illően késztetést éreztünk végül a testforma vizsgálatában rejlő lehetőségek legalább apopószzerűen történő fölvezetéséhez is.

Anyag és Módszer

Az eredeti anyag Mészáros János gyűjtése, ő vizsgálta a dolgozatban szereplő valamennyi 7–18 éves fiút (N=18737) és az indexszámításokat is ő végezte. Anyagának tovább-feldolgozásra átengedéséért őszinte köszönetet mondunk. A vizsgálatokhoz az érintettek szülei írásban hozzájárulásukat adták. A vizsgáltak személyi adatai előttünk ismeretlenek. A testmérétek (tömeg [kg], magasság, mellkasszélesség és -mélység, biakromiális távolság, alkarkerület, kézkerület [cm], bicepsz-, tricepsz-, szkapuláris, iliospinális és mediális alszár-redő vastagság [mm]) felvételénél az adatgyűjtő a Nemzetközi Biológiai Program (IBP) ajánlásait (Weiner és Lourie 1969) követte, kalibrált mérleget (0,1 kg pontosság), antropométert, mérőkörcsőt, acél mérőszalagot (0,001 m pontosság) és Lange redőmérő kalipert (0,001 m pontosság, 0–63 mm méréstartomány) használt. A mérésdátumok 2002 és 2006 közöttiek. A gyermekminta a KSH szerint országosan reprezentatív (2,2%).

A törzs kerekdedségének mérőszámaként használt metrikus (Strömngren 1937) és a csont-izomrendszeri robuszticitás mérőszámaként használt plasztikus index (Conrad 1963) kiszámításánál alkalmazott képletek:

$$\text{metrikus index (fiúk, MX [cm])} = 0,1625\text{MM} + 0,13\text{MSZ} - 0,0418\text{TM} - 0,4245;$$

$$\text{plasztikus index (PX [cm])} = \text{BT} + \text{AK} + \text{KK},$$

ahol MM a mellkasmélység, MSZ a mellkasszélesség, TM a magasság, BT a biakromiális távolság, AK az alkarkerület, KK pedig a kézkerület, valamennyi méret cm-ben. A regressziós képlet (Szmodis és mtsai 1976) lehetővé tette, hogy az eredetileg csak felnőttekre érvényes technikát lineárisan extrapolálni lehessen a gyermeki méretekre is. Mindkét index eloszlása közelítőleg normális.

A tömegre vonatkoztatott testzsír (ZS%) becsléséhez a Pařížková-féle (1961) gyermektáblázathoz illesztett regressziós egyenlet szolgált (Szmodis és mtsai 1976):

$$\text{ZS\%} = 13,059\text{LN}(2\text{S5R}) - 40,426;$$

ahol S5R a bicepsz-, tricepsz-, szkapuláris, iliospinális és mediális alszár-redő vastagságösszege [mm], LN pedig a természetes logaritmus. Lohman (1992) a Pařížková szerinti ZS% és a testsűrűség korrelációját 0,92-nek találta.

A nyers (vagyis az eredeti Conrad-féle) metrikus és plasztikus index zsírkorrekciója a következőképpen történt: Önkényesen, de biológiai és egészségügyi megfontolás alapján a még egészségesnek tekinthető testzsír-tartalom felső határát a fiúkra 20%-ban határoztuk meg (Kemper 1995-ben már a 22%-ot is egészségkockázatnak tekintette). Minden olyan vizsgált esetben, akinek ennyi vagy kevesebb testzsírja volt, a korrekciós faktort egységnyiére vettük. Akinek ennél több volt, annyi százalékkal csökkentettük az egységnyi faktort, ahány százalékkal a vizsgált zsírja a 20%-ot meghaladta. A zsírkorrigált plasztikus indexet a korrekciós faktoralal szorozott nyers index adta: ez a plasztikus és a pozitív metrikus indexnél csökkenést eredményezett. A zsírkorrigált negatív metrikus indexet a nyers indexnek a faktoralal osztása adta, ez negatívabbá válást jelentett.

A vizsgáltak életkori osztályokba sorolása az IBP ajánlása szerint decimális életkorok alapján történt. A testmagasság, tömeg és plasztikus index egymást követő korosztályi átlagainak variancia analízissel történő elemzését a természetes növekedés ismeretében fölöslegesnek ítéltük.

A korosztályok egyedeinek a Conrad-féle, eredetileg 10 osztályos növekedési típusba sorolásához összesen 11 osztályt alakítottunk ki, vagyis mínusz 5-től a nullán át a plusz 5-ig kódoltuk mind a metrikus, mind a plasztikus indexértékeiket. Az indexek ilyen egyéni osztályozásához az életkorra számolt indexátlag vagy korrigált átlag mindkét oldalán 0,25 – 0,75 – 1,25 – 1,75 – 2,25 – 2,75-szörös szórásnyi intervallumhatárokat vettünk alapul. A nullás osztály jelenti az átlag $\pm 0,25$ szórásnyi intervallumot. Így a korosztályonként kialakítható növekedési típus-/testforma-térkép hálózatában minden egyén elhelyezhető és értékelhető. Az osztályozási séma a 6. táblázatban található.

Hasonló módon alakítottuk ki a relatív testzsírra vonatkozó osztályozását is az egyedeknek. Minden fiút testzsír-osztályba is soroltunk. Ebből a szempontból azonban a különböző korú összes fiút a 7 évesekre kapott séma alapján soroltuk be (1. táblázat). Úgy gondoltuk, hiba volna, ha az életkorral növekvő testzsír tartalmat fognánk föl egészségesnek vagy normának. A 7 évesek sémája kellő átfogásúnak bizonyult az idősebbek számára is.

A statisztikai elemzésekhez az Excel® v. 2001 (©Microsoft Corp. 1985–2002), illetve a Statistica for Windows® v. 7.1 (©StatSoft 1984–2006) szoftvereket használtuk. Szignifikancia vizsgálathoz 5% effektív véletlen hibaszintet választottunk, a csoportok relatív testzsír-átlagainak összehasonlításához egyszempontos variancia analízist, F-próbát és utólagos Scheffé-tesztet (F10%, n1, n2; Hajtman 1971), a korrigálatlan és zsírkorrigált Conrad-indexek átlagának korosztályon belüli összehasonlításához kétmintás kétoldalas d-próbát (Hajtman 1971) használtunk. A változók eloszlási normalitásának becslésére a ferdeség mérőszámát alkalmaztuk. A korosztályok formaindex-párjainak eloszlásához a Statistica for Windows rajzoló menüjének opciójával rajzoltattuk ki a prediktív konfidencia-ellipsziseket: a predikció az ugyanabból az alpopulációból származó további egyedekre vonatkozik 95%-os (1–alfa) szint mellett.

1. táblázat. A 7 éves fiúkra számolt (átlag $\pm n \times 0,5$ s), de valamennyi korosztálynál alkalmazott relatív testzsír-osztályok (intervallumok) alsó korlátai. Ezeket az intervallumokat nem csak a Pařížková-féle testzsír-becslés esetén gondoljuk érvényesnek.

Table 1. Lower bounds of the classification intervals of relative body fat content calculated for the 7-year-olds (mean $\pm n \times 0.5$ sd) but employed for all the age-groups of the boys. These intervals are thought to be valid for not only the relative fat estimates of the Pařížková technique.

Osztály–Class	–4	–3	–2	–1	0	+1	+2	+3	+4	+5
Zsír%–Fat%	5,40	7,98	10,55	13,12	15,70	18,27	20,85	23,42	25,99	28,57

Vizsgálati eredmények

A vizsgáltak leíró és összehasonlító statisztikáit a 2. táblázat tartalmazza.

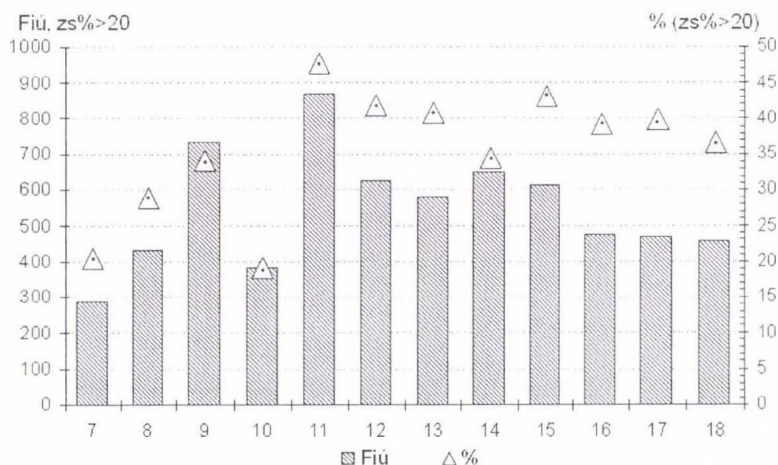
A testzsír% variancia analízise szignifikáns F-próbát adott. Az egymást követő korosztályok közül csak a 8 és 9, a 12 és 13 évesek és a 15 évesnél idősebbek testzsír átlagai nem különböztek. Első ábránk a 20% fölötti testzsír hányadok abszolút és relatív korosztályi gyakoriságát mutatja. A 9–11 éves korosztályban volt a 20% fölötti relatív zsírt cipelő fiúból a legtöbb, de a 7 évesek kivételével egyetlen korosztály sem akadt, amelyben a fiúk 30%-ánál kevesebben lettek volna az ilyenek.

2. táblázat. A vizsgáltak mért és számolt adatainak átlagai és szórásai (korrigálatlan indexek).

Table 2. Means and sd's of the subjects' measured and calculated data (uncorrected indexes).

Kor (év) Age (yr)	N	Magasság (cm) Height (cm)	Tömeg (kg) Weight (kg)	Testzsír (%) Body fat%	Metrikus index Metric index	Plasztikus index Plastic index
7	1399	124,37±5,26	24,95±4,80	17,0±5,1*	-1,091±0,252	60,29±3,28
8	1489	130,41±5,74	28,83±6,38	18,3±5,7	-1,183±0,288	62,99±3,76
9	2158	135,84±6,19	32,13±7,26	18,9±6,2*	-1,297±0,324	64,97±3,91
10	2004	140,61±6,59	35,75±8,60	20,1±6,6*	-1,309±0,371	67,35±4,36
11	1821	145,78±6,66	40,03±9,82	21,3±6,9*	-1,322±0,403	69,74±4,54
12	1505	151,30±7,86	43,63±10,91	20,4±6,8	-1,400±0,426	71,94±4,76
13	1417	158,74±8,75	50,12±11,75	20,4±6,6*	-1,414±0,454	75,69±5,32
14	1887	165,15±8,18	55,56±12,29	19,3±6,2*	-1,400±0,444	78,62±5,19
15	1419	170,78±7,59	62,13±12,30	20,7±6,3	-1,342±0,467	82,25±4,85
16	1214	174,21±6,74	66,16±12,31	20,1±6,0	-1,292±0,469	84,82±4,53
17	1177	175,53±6,06	70,00±13,25	20,2±6,4	-1,169±0,491	86,60±4,49
18	1247	176,67±6,11	71,89±11,84	19,6±6,2	-1,168±0,470	87,15±4,19

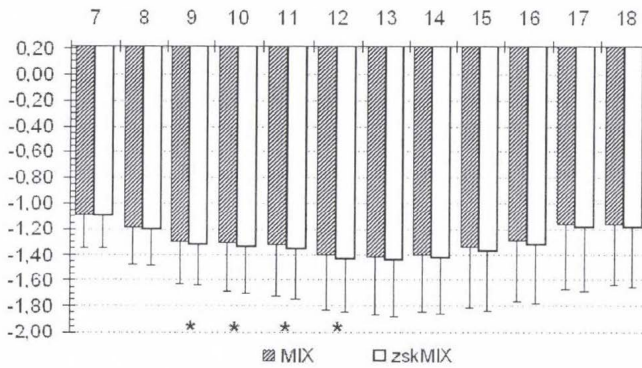
*: az adott és az utána következő korosztály átlagának különbsége szignifikáns – significant differences between the means of the given and subsequent age group



1. ábra: A 20%+ testzsír-hányad abszolút és relatív gyakorisága az elemszám függvényében.
Figure 1: The absolute and relative prevalence of subjects with a body fat mass fraction >20%.

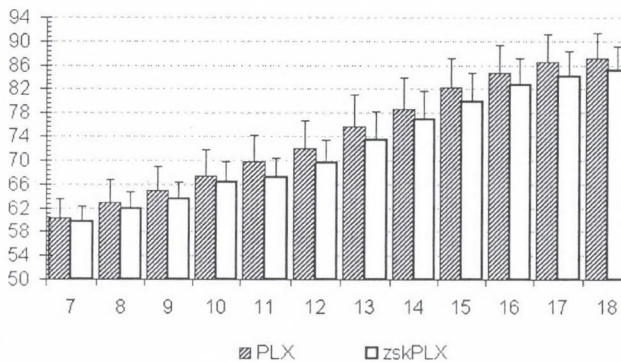
A metrikus indexszel, mind korrigálatlan, mind zsírkorrigált alakjában, a törzsnek a piknomorf (gömbölyded) és leptomorf (lapos) szélsőségek közti formája becsülhető. A metrikus index legnegatívabb (leginkább leptomorf) átlagát a 12–14 éveseknél tapasztaltuk (2. ábra). A zsírszázalékkal történő indexkorrekció a 9 és 12 év közötti fiúknál adott szignifikánsan kifejezettebb leptomorfiát a nyers metrikus indexhez képest.

A plasztikus indexszel a hipoplasztikus (gracilis) és hiperplasztikus (robosztus) szélsőségek közt elhelyezkedő csont- és izomrendszerbeli fejlettség becsülhető. A többletszírral történő korrekció eredményeként valamennyi korosztályban szignifikánsan eltért egymástól a nyers és a zsírkorrigált robuszticitási mutató (3. ábra), ezért szimbólumokat nem alkalmaztunk.



2. ábra: A korrigálatlan (MIX) és zsírkorrigált (zskMIX) metrikus index korosztályi átlagai és szórásai. (*: adott korosztály korrigált és korrigálatlan átlagának szignifikáns különbsége.)

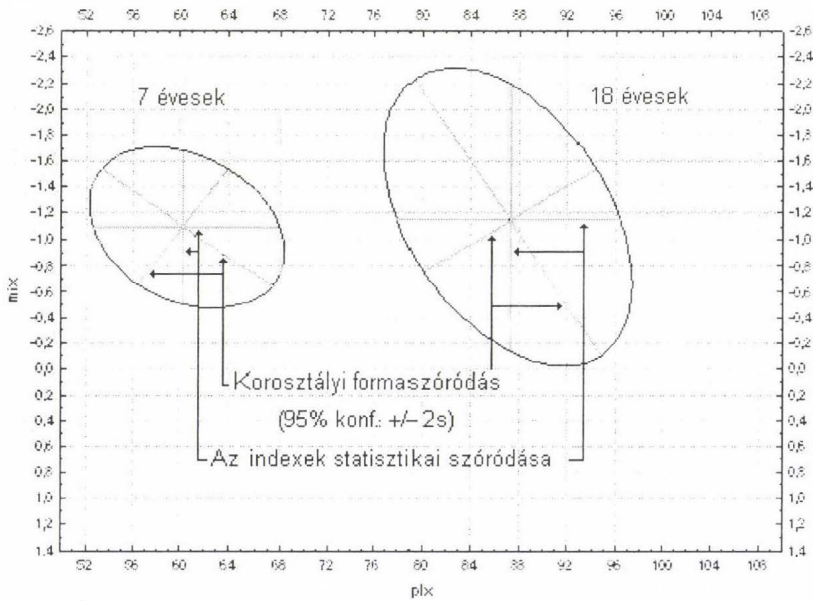
Figure 2: Age-group means and SD's of the uncorrected (MIX) and fat-corrected (zskMIX) metric index. (*: significant difference between the two kinds of means for the respective age group.)



3. ábra: A korrigálatlan (PLX) és zsírkorrigált (zskPLX) plasztikus index korosztályi átlagai és szórásai. A zsírkorrekció valamennyi korosztályban szignifikánsan csökkentette az indexet, szignifikancia jelek elhagyva.

Figure 3: Age-group means and SD's of the uncorrected (PLX) and fat-corrected (zskPLX) plastic index. Fat correction significantly reduced the index in all age groups, significance symbols omitted.

A metrikus és plasztikus index egymáshoz vett viszonyát és annak sajátos természetét, amit a korosztályok index-eloszlásánál célszerű figyelembe venni, 4. ábránkon két egymástól eltérő évjárat ábrájának összehasonlításával igyekszünk érzékeltetni. Az ellipszisek nagysága és tengelyállása is eltérő és így a testforma változatok variabilitása határozottan különbözik a skálátengelyekkel párhuzamos statisztikai szóródástól – ami itt a konfidencia 95%-os határának megfelelően a szórásnak kb. \pm kétszerese. A testforma változatossága ugyanis az ellipszisek tengelyei mentén fejeződik ki. A jelenség részleges, de nem elégséges magyarázatát a két index közti korreláció adja. Ennek korosztályonkénti koefficienseit 3. táblázatban foglaltuk össze. Az egyes korosztályok testformájának az eredeti (korrigálatlan) indexek alapján tapasztalt eloszlását 5–9. ábránk mutatja.



4. ábra: A vizsgált két szélső korosztály eredeti (korrigálatlan) metrikus és plasztikus indexpár értékei alapján kirajzolt 95%-os konfidencia ellipszisek értelmezése. A ferde tengelyek a korosztályi testforma variabilitását, a skálákkal párhuzamos átmérők a ± 2 szórásnyi statisztikai indexintervallumot ábrázolják.

Figure 4: Interpretation of the 95% predictive confidence ellipses of the youngest and oldest age groups when using the original index pairs (uncorrected for fat). Arrows pointing to the oblique diameters indicate body shape variability of the age groups, vertical and horizontal ones indicate ± 2 statistical standard deviations.

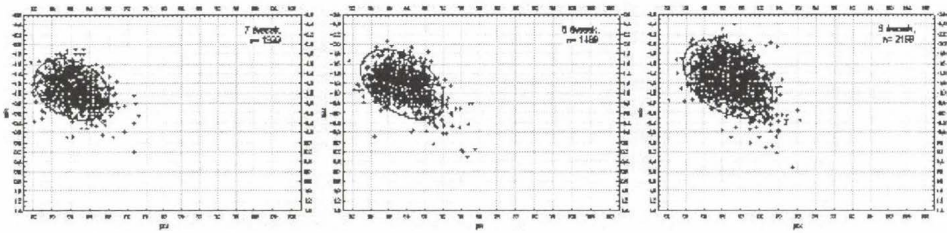
3. táblázat. A metrikus (M) és plasztikus (P) index korrelációi (r) és z-transzformáltjai (z_r) egymással és a testzsír%-kal (Z) zsírkorrekció előtt és után (k) az egyes fiú-korosztályokban.
 Table 3. Correlations (r) and z-transformations (z_r) before and after (k) correction for fat of the metric (M) and plastic (P) indexes with one another and with relative body fat content (Z) in the respective age groups of the boys. Kor: age yr.

Kor (év)	rMP	rPZ	rMZ	rMkPk	rPkZ	rMkZ	s _{zr}
7	0,295	0,603	0,424	0,076	0,233	0,364	
z _r	0,304	0,698	0,453	0,076	0,237	0,381	0,027
8	0,423	0,716	0,537	0,090	0,285	0,471	
z _r	0,452	0,900	0,600	0,090	0,293	0,512	0,026
9	0,376	0,715	0,510	0,005	0,198	0,428	
z _r	0,395	0,898	0,563	0,005	0,200	0,457	0,022
10	0,459	0,718	0,596	0,263	0,509	0,515	
z _r	0,496	0,904	0,687	0,269	0,561	0,570	0,022
11	0,485	0,722	0,628	-0,069	-0,002	0,546	
z _r	0,530	0,912	0,738	-0,069	-0,002	0,613	0,023
12	0,403	0,597	0,580	-0,057	-0,075	0,501	
z _r	0,427	0,688	0,662	-0,057	-0,075	0,550	0,026
13	0,352	0,451	0,609	-0,061	-0,161	0,539	
z _r	0,368	0,486	0,707	-0,061	-0,163	0,603	0,027
14	0,398	0,391	0,606	0,026	-0,176	0,549	
z _r	0,421	0,413	0,702	0,026	-0,178	0,617	0,023
15	0,455	0,366	0,584	0,005	-0,342	0,517	
z _r	0,491	0,384	0,669	0,005	-0,357	0,573	0,027
16	0,466	0,422	0,585	0,006	-0,283	0,534	
z _r	0,505	0,450	0,670	0,006	-0,291	0,596	0,029
17	0,513	0,477	0,672	-0,076	-0,330	0,633	
z _r	0,566	0,518	0,814	-0,076	-0,342	0,746	0,029
18	0,445	0,428	0,653	-0,089	-0,330	0,615	
z _r	0,478	0,457	0,781	-0,089	-0,343	0,718	0,028

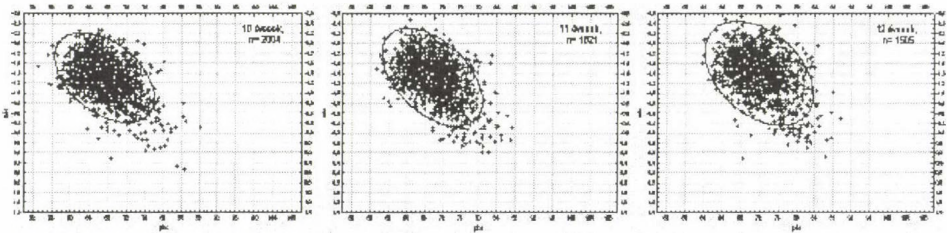
s_{zr}: a z-értékek szórása – the standard deviation of the z-values

Az eloszlások azonos skálázásúak, tehát nagyságuk és irányultságuk közvetlenül összehasonlítható. Az ellipsziseken túlra kiszóródó esetek elég sajátosak egy-egy korosztályra és az esetek sűrűsödései is. A 9. ábrán csak maguknak az ellipsziseknek egymáshoz viszonyított elhelyezkedése van a figyelem tárgyává téve, mintegy összefoglalásaképp az évjáratí tulajdonságoknak.

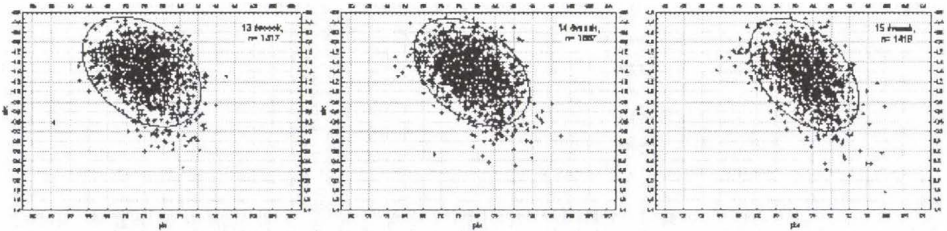
A 4. ábrán látható módon igen jelentős is lehet az eltérés az indexek statisztikai szóródása és a két index eloszlása alapján vett testforma-variabilitás között attól függően, milyen szöget zárnak be az ellipszis-tengelyek az indexek koordináta-tengelyeivel. Talán nem szorul részletesebb magyarázatra, hogy a nagytengely a jobban variálódó „tulajdonságot” tükrözi. Az ellipszistengelyek elfordulásával ez a „tulajdonság” összetettebbé válik, nem azonosítható közvetlenül magukkal az indexekkel, hanem azok sajátos kombinálódását mutatja.



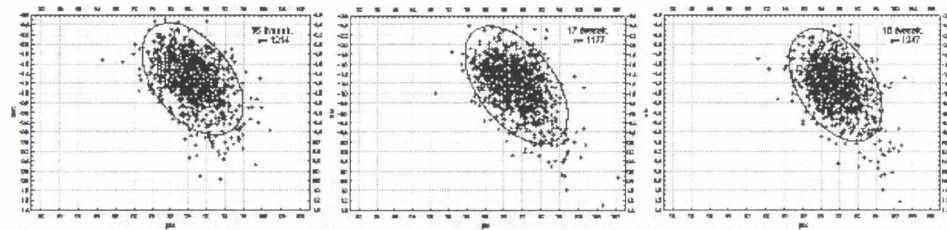
5. ábra: A 7, 8 és 9 éves fiúk alkatforma eloszlása 95%-os konfidencia-ellipszisekkel.
 Figure 5: Distributions of body shape with 95% confidence ellipses in the boys of 7, 8 and 9.



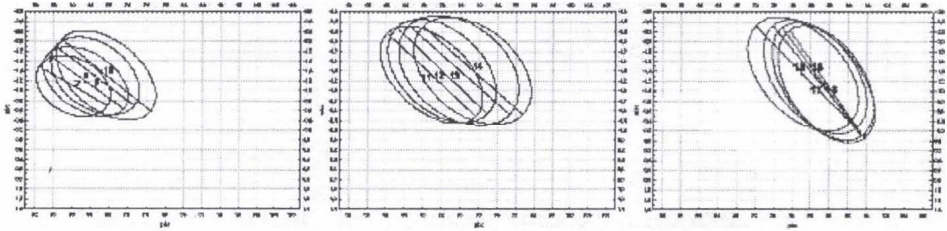
6. ábra: A 10, 11 és 12 éves fiúk alkatforma eloszlása 95%-os konfidencia-ellipszisekkel.
 Figure 6: Distributions of body shape with 95% confidence ellipses in the boys of 10, 11 and 12.



7. ábra: A 13, 14 és 15 éves fiúk alkatforma eloszlása 95%-os konfidencia-ellipszisekkel.
 Figure 7: Distributions of body shape with 95% confidence ellipses in the boys of 13, 14 and 15.



8. ábra: A 16, 17 és 18 éves fiúk alkatforma eloszlása 95%-os konfidencia-ellipszisekkel.
 Figure 8: Distributions of body shape with 95% confidence ellipses in the boys of 16, 17 and 18.



9. ábra: Az egymást követő fiú-korosztályok testforma-eloszlásának különbségei a 95%-os konfidencia-ellipszisek nagytengelyének méretváltozásával és elfordulásával becslve.
 Figure 9: Differences in body shape distribution estimated by the change in length and direction of the major axis of the 95% confidence ellipse in the successive male age groups.

A prediktív konfidencia-ellipszis az adott korosztály egyedeinek 95%-át fogta körül. Ennek tükrében a zsírkorrigálatlan indexeloszlások alapján:

- A 7 éveseknél volt az ellipszis nagytengelye a legrövidebb és a 13–14 éveseknél a leghosszabb, vagyis a 7 éveseknél tapasztaltuk a legkisebb formai változatosságot, a 13–14 éveseknél pedig a legnagyobbat. A változatosság az idősebb korosztályoknál legfőljebb a plasztikus index tengelye mentén mérséklődött.

- Kerültek a konfidencia-határokra kívülre átlagos törzsgömbölyűségű, de a többiektől eltérő robuszticitásúak is (hipo- és hiperplasztikus irányban, azaz a vízszintes tengely mentén), de nem túl sokan.

- Az ellipsziseken kívül a többieknél piknomorfabb (kerekdedebb törzsű) fiúk voltak többen, korosztályonként 30–40, ezek többsége hiperplasztikus jelleget is mutatott.

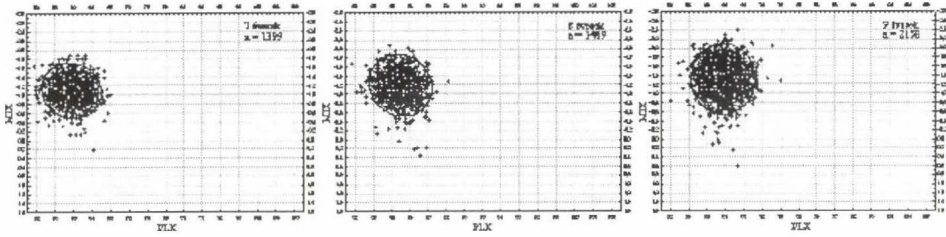
- A 7, 8, 9 évesek ellipszistengelye fokozatosan egyre meredekebb volt. A 10–14 év közöttieké szinte alig volt további tengelyirány-különbség, de az ellipszisek egyre nyújtottabbak voltak. A 15 évesektől kezdve ismét mutatkozott tengelyirány különbség; közel azonos maradt azonban a tengelyhossz és inkább párhuzamos eltolódás volt tapasztalható (9. ábra).

A metrikus és plasztikus index közti korrelációt az indexek zsírkorrekciója közel zérusra csökkentette a 10 évesek kivételével. A metrikus index és a zsír% közti korrelációt a zsírkorrekció alig befolyásolta. A plasztikus index zsírkorrekciója elsősorban a 7–12 éveseknél mérsékelte jelentősen a plasztikus index és a zsír% közti korrelációt.

A zsírkorrekció jogosságát a tapasztalat mellett tehát a korrelációk is alátámasztották. Ennek következtében azonban azonnal fölmerült a kérdés, hogyan befolyásolta a zsírkorrekció magának a testformának az eloszlását a zsírkorrigált indexek megváltozott viszonyai közt.

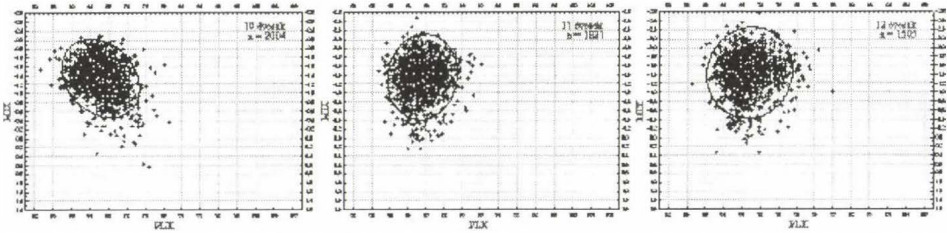
Elvégeztetve az ellipszisszerkesztést a 10–14. ábrán látható módon oszlottak el a testformák az egyes korosztályokban.

A szokástól némiképp eltérően – nem utolsó sorban az eloszlásábrák egységes skálázásának magyarázatára is – a 4. táblázatban a minimum- és maximumértékeket is föltüntettük. Az utóbbiak – az átlaggal és a szórással mint torzítatlan becslésekkel szemben – természetesen mindig jelentős mértékben függeni fognak a további mintavételek körülményeitől. A vizsgálati csoportok szóródása a korosztályi átlagok körül módosulni látszott az indexek korrekciójával. A zsírra nem korrigált metrikus indexhez képest a korrigált használata több korosztályban csökkentette a szóródás számszerű mértékét. A plasztikus index korrekciója minden korosztályban mérsékelte a szórást és javította az index eloszlásának normalitását. Egyik szórásnövekedés szignifikanciáját sem elemeztük.



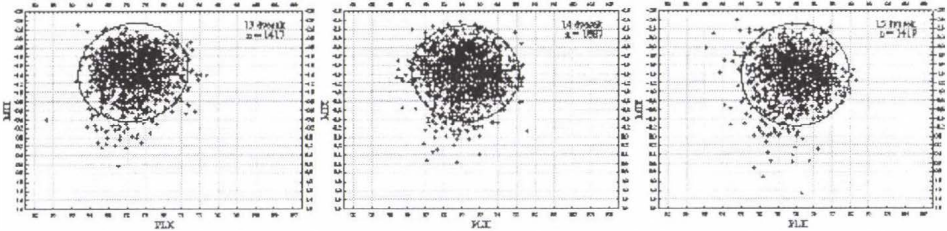
10. ábra: A 7, 8 és 9 éves fiúk alkatforma eloszlása 95%-os konfidencia-ellipszisekkel a zsírkorrigált indexek alapján.

Figure 10: Distributions of body shape with 95% confidence ellipses in the boys of 7, 8 and 9 when fat-corrected indexes were used.



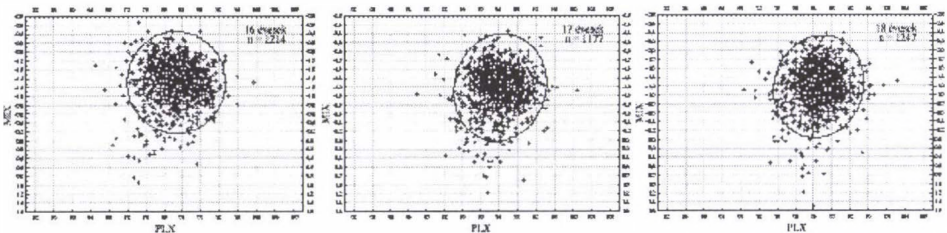
11. ábra: A 10, 11 és 12 éves fiúk alkatforma eloszlása 95%-os konfidencia-ellipszisekkel a zsírkorrigált indexek alapján.

Figure 11: Distributions of body shape with 95% confidence ellipses in the boys of 10, 11 and 12 when fat-corrected indexes were used.



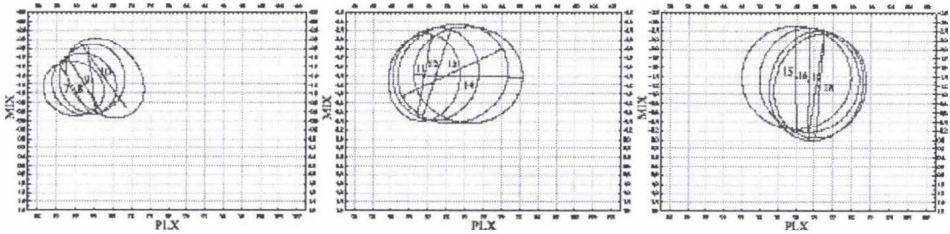
12. ábra: A 13, 14 és 15 éves fiúk alkatforma eloszlása 95%-os konfidencia-ellipszisekkel a zsírkorrigált indexek alapján.

Figure 12: Distributions of body shape with 95% confidence ellipses in the boys of 13, 14 and 15 when fat-corrected indexes were used.



13. ábra: A 16, 17 és 18 éves fiúk alkatforma eloszlása 95%-os konfidencia-ellipszisekkel a zsírkorrigált indexek alapján.

Figure 13: Distributions of body shape with 95% confidence ellipses in the boys of 16, 17 and 18 when fat-corrected indexes were used.



14. ábra: Az egymást követő fiú-korosztályok testforma-eloszlásának különbségei a zsírkorrigált indexek alapján a 95%-os konfidencia-ellipszisek nagytengelyének méretváltozásával és elfordulásával becslve.

Figure 14: Differences in body shape distribution estimated by the change in length and direction of the major axis of the 95% confidence ellipse in the successive male age groups when fat-corrected indexes were used.

4. táblázat. Zsírkorrigált metrikus (kM) és plasztikus (kP) index átlagai, szórásai és tapasztalt szélső értékei.
Table 4. Age-group means (átlag), sd's (szórás) and observed extremes (min, max) of the fat-corrected metric (kM) and plastic (kP) indexes. Kor: age yr.

Kor (év)	kMátlag	kMszórás	kMmin	kMmax	kPátlag	kPszórás	kPmin	kPmax
7	-1,100	0,246	-1,890	0,175	59,60	2,65	51,50	68,20
8	-1,199	0,278	-2,060	0,264	61,86	2,80	51,30	72,50
9	-1,320	0,314	-2,390	0,429	63,52	2,83	52,04	76,03
10	-1,338	0,358	-2,280	0,433	66,34	3,42	53,20	81,32
11	-1,360	0,390	-2,679	0,162	67,12	3,19	57,40	80,30
12	-1,433	0,415	-2,753	0,292	69,66	3,81	57,30	87,90
13	-1,445	0,443	-2,491	0,454	73,42	4,90	54,52	89,49
14	-1,423	0,433	-2,561	0,416	76,77	4,86	61,45	90,43
15	-1,371	0,459	-2,603	0,854	79,80	4,85	60,39	93,30
16	-1,315	0,462	-2,645	0,628	82,67	4,39	65,20	99,60
17	-1,190	0,482	-2,454	1,041	84,18	4,13	65,89	101,00
18	-1,186	0,460	-2,400	1,028	85,09	4,06	68,78	102,30

A zsírkorrigált indexek és a korrekció következtében módosult korrelációk alapján változás mindenképp várható volt, a kapott eredmény mégis meglepően bizonyult. A nyers indexadatokból nyertekhez képest a zsírkorrigált indexek eloszlásában:

- Valamennyi korosztály konfidencia-tartománya igen közel került a körszimmetrikushoz, ezáltal a szélsőségek is közvetlenebbül értelmezhetők az indextengelyek mentén.

- A 7–8 évesek legkisebb, a 13–14 évesek legnagyobb formaváltozatossága megmaradt; az utóbbi két korosztálynál az ellipszis nagytengelye a variabilitás nagysága miatt a plasztikus index tengelyével zárt be kisebb szöget, ez egyetlen másik évjáratnál sem fordult elő.

- Valamennyi korosztálynál kissé megnőtt a leptomorfiájuk vagy piknomorfiájuk miatt az ellipszisen kívülre kerültek száma, de azok sem lett kevesebb, akik plasztikus indexük szélsőségei miatt voltak a konfidencia-határon kívül.

- Szemben a nyers indexnél tapasztaltakkal, az egymást követő korosztályok ellipsziseinek nagytengelye, tehát fő variabilitási iránya közel sem olyan mérsékelt korosztályi különbségeket mutatott, mint a korrigálatlan indexek használatával. A 11–15 évesek formaváltozásainak vélhetően torzítatlanabb leképezése folytán (14. ábra) szembeötlőbb lett a főbb formaváltozási irány.

5. táblázat. A zsírkorrigált index-intervallumok alsó határai.
Table 5. Lower bounds of the fat-corrected index intervals.

Osztály	Határ	Osztály	Határ	Osztály	Határ	Osztály	Határ	Osztály	Határ	Osztály	Határ	Osztály	Határ		
07M-4	-1,654	07P-4	53,64	08M-4	-1,825	08P-4	55,57	09M-4	-2,026	09P-4	57,14	10M-4	-2,145	10P-4	58,65
07M-3	-1,531	07P-3	54,96	08M-3	-1,686	08P-3	56,97	09M-3	-1,869	09P-3	58,56	10M-3	-1,966	10P-3	60,36
07M-2	-1,407	07P-2	56,29	08M-2	-1,547	08P-2	58,37	09M-2	-1,712	09P-2	59,97	10M-2	-1,786	10P-2	62,07
07M-1	-1,284	07P-1	57,61	08M-1	-1,408	08P-1	59,76	09M-1	-1,555	09P-1	61,39	10M-1	-1,607	10P-1	63,77
07M±0	-1,161	07P±0	58,94	08M±0	-1,268	08P±0	61,16	09M±0	-1,398	09P±0	62,81	10M±0	-1,428	10P±0	65,48
07M+1	-1,038	07P+1	60,27	08M+1	-1,129	08P+1	62,56	09M+1	-1,241	09P+1	64,23	10M+1	-1,249	10P+1	67,19
07M+2	-0,915	07P+2	61,59	08M+2	-0,990	08P+2	63,96	09M+2	-1,084	09P+2	65,64	10M+2	-1,070	10P+2	68,90
07M+3	-0,792	07P+3	62,92	08M+3	-0,851	08P+3	65,36	09M+3	-0,927	09P+3	67,06	10M+3	-0,890	10P+3	70,61
07M+4	-0,669	07P+4	64,24	08M+4	-0,711	08P+4	66,76	09M+4	-0,770	09P+4	68,48	10M+4	-0,711	10P+4	72,32
07M+5	-0,546	07P+5	65,57	08M+5	-0,572	08P+5	68,16	09M+5	-0,613	09P+5	69,90	10M+5	-0,532	10P+5	74,02
11M-4	-2,238	11P-4	59,94	12M-4	-2,367	12P-4	61,10	13M-4	-2,442	13P-4	62,38	14M-4	-2,397	14P-4	65,82
11M-3	-2,043	11P-3	61,53	12M-3	-2,160	12P-3	63,00	13M-3	-2,220	13P-3	64,84	14M-3	-2,180	14P-3	68,25
11M-2	-1,848	11P-2	63,13	12M-2	-1,952	12P-2	64,90	13M-2	-1,999	13P-2	67,29	14M-2	-1,964	14P-2	70,69
11M-1	-1,652	11P-1	64,72	12M-1	-1,745	12P-1	66,81	13M-1	-1,777	13P-1	69,74	14M-1	-1,748	14P-1	73,12
11M±0	-1,457	11P±0	66,32	12M±0	-1,537	12P±0	68,71	13M±0	-1,555	13P±0	72,19	14M±0	-1,531	14P±0	75,55
11M+1	-1,262	11P+1	67,91	12M+1	-1,329	12P+1	70,61	13M+1	-1,334	13P+1	74,65	14M+1	-1,315	14P+1	77,98
11M+2	-1,067	11P+2	69,51	12M+2	-1,122	12P+2	72,52	13M+2	-1,112	13P+2	77,10	14M+2	-1,098	14P+2	80,41
11M+3	-0,872	11P+3	71,11	12M+3	-0,914	12P+3	74,42	13M+3	-0,890	13P+3	79,55	14M+3	-0,882	14P+3	82,85
11M+4	-0,676	11P+4	72,70	12M+4	-0,707	12P+4	76,33	13M+4	-0,669	13P+4	82,00	14M+4	-0,665	14P+4	85,28
11M+5	-0,481	11P+5	74,30	12M+5	-0,499	12P+5	78,23	13M+5	-0,447	13P+5	84,45	14M+5	-0,449	14P+5	87,71
15M-4	-2,405	15P-4	68,89	16M-4	-2,355	16P-4	72,78	17M-4	-2,273	17P-4	74,89	18M-4	-2,221	18P-4	75,96
15M-3	-2,175	15P-3	71,32	16M-3	-2,124	16P-3	74,98	17M-3	-2,032	17P-3	76,96	18M-3	-1,991	18P-3	77,99
15M-2	-1,945	15P-2	73,74	16M-2	-1,893	16P-2	77,18	17M-2	-1,782	17P-2	79,02	18M-2	-1,761	18P-2	80,02
15M-1	-1,716	15P-1	76,16	16M-1	-1,662	16P-1	79,37	17M-1	-1,551	17P-1	81,09	18M-1	-1,531	18P-1	82,05
15M±0	-1,486	15P±0	78,59	16M±0	-1,430	16P±0	81,57	17M±0	-1,310	17P±0	83,15	18M±0	-1,301	18P±0	84,07
15M+1	-1,257	15P+1	81,01	16M+1	-1,199	16P+1	83,77	17M+1	-1,069	17P+1	85,22	18M+1	-1,071	18P+1	86,10
15M+2	-1,027	15P+2	83,43	16M+2	-0,968	16P+2	85,97	17M+2	-0,828	17P+2	87,28	18M+2	-0,841	18P+2	88,13
15M+3	-0,797	15P+3	85,86	16M+3	-0,737	16P+3	88,16	17M+3	-0,588	17P+3	89,34	18M+3	-0,611	18P+3	90,16
15M+4	-0,568	15P+4	88,28	16M+4	-0,506	16P+4	90,36	17M+4	-0,347	17P+4	91,41	18M+4	-0,381	18P+4	92,19
15M+5	-0,338	15P+5	90,70	16M+5	-0,274	16P+5	92,56	17M+5	-0,106	17P+5	93,47	18M+5	-0,151	18P+5	94,21

M: metrikus index–metric index, P: plasztikus index–plastic index, Osztály: évjárat+index+intervallum–class label of age+index+category; Határ: az intervallum alsó korlátja – lower bound of the interval

Az egyéni értékeléshez kialakított osztályozási intervallumokat az 5. táblázatban foglaltuk össze. A korrigált indexek és a testzsír osztályainak relatív életkori gyakoriságait 6. táblázat mutatja. Az indexek tekintetében az osztályok kialakítási logikájából következik a gyakoriságok közel szimmetrikus eloszlása, míg a zsír% gyakoriságok a progresszív zsírrapportozíciót és annak a növekedési fázisok szerinti ingadozásait mutatják.

6. táblázat. A zsírkorrigált index- és testzsír%-osztályok korcsoportra számolt relatív gyakoriságai, %.
Table 6. Relative frequencies of the categories for the fat-corrected indexes and fat%.

Osztály-Score	5	4	3	2	1	0	-1	-2	-3	-4	-5
07kM	1,6	2,1	5,7	10,4	18,4	22,4	18,7	11,4	5,6	2,0	1,6
kP	1,1	3,1	7,0	11,6	15,2	21,2	18,0	13,7	5,2	2,5	1,4
zs%	4,2	3,1	5,1	8,1	12,1	20,7	25,1	15,2	4,8	1,5	0,1
08kM	2,1	1,9	5,0	11,1	15,5	21,4	22,1	12,0	5,8	2,0	0,9
kP	0,9	3,6	7,3	10,8	16,8	20,1	18,3	12,4	6,1	2,4	1,5
zs%	6,4	5,6	7,4	9,5	14,4	20,4	17,5	13,3	4,1	1,3	0,0
09kM	2,0	2,3	4,8	11,2	17,2	21,5	20,0	12,0	5,3	2,5	1,1
kP	1,3	3,2	6,1	10,8	17,7	20,9	17,8	11,2	7,4	2,5	1,1
zs%	8,8	6,7	8,2	10,3	13,5	16,6	18,4	11,4	4,7	1,2	0,1
10kM	2,5	2,5	4,4	8,9	16,5	23,9	20,4	12,1	5,8	2,5	0,5
kP	1,6	2,4	6,9	10,1	19,1	20,0	17,0	12,8	6,9	2,2	1,0
zs%	2,6	2,8	5,1	8,5	16,3	23,2	20,2	12,8	5,5	2,6	0,3
11kM	3,4	2,1	4,1	8,0	17,7	21,4	22,7	12,7	5,4	1,9	0,7
kP	1,9	2,3	5,5	11,4	18,0	19,9	17,8	13,5	6,3	2,0	1,3
zs%	18,6	9,2	8,8	11,1	13,7	15,9	11,7	7,1	3,0	0,7	0,1
12kM	3,6	2,1	4,8	6,8	16,8	23,7	22,1	12,6	5,1	2,0	0,5
kP	2,3	3,2	4,9	9,7	15,6	22,9	18,6	13,7	6,4	2,1	0,6
zs%	14,8	8,6	8,3	10,1	13,2	17,9	14,0	9,4	2,6	1,0	0,2
13kM	3,0	2,9	5,6	7,1	16,2	22,4	20,7	13,5	7,0	1,4	0,1
kP	1,6	3,5	6,1	12,6	13,6	18,6	20,7	13,7	6,8	2,4	0,4
zs%	14,7	7,1	8,8	10,3	14,2	17,6	15,4	9,0	2,4	0,6	0,0
14kM	3,1	2,3	4,7	8,9	15,7	23,0	21,9	11,6	6,0	2,2	0,6
kP	1,1	2,3	7,2	12,3	18,0	19,8	16,6	11,2	7,0	3,2	1,3
zs%	10,7	6,5	7,4	10,0	14,3	17,2	18,8	12,3	2,6	0,4	0,0
15kM	2,7	3,0	4,3	8,4	14,7	23,5	23,5	12,0	5,0	2,5	0,3
kP	0,5	2,1	7,2	13,0	19,8	20,2	16,1	9,2	6,6	3,4	1,9
zs%	13,6	6,9	9,2	13,6	15,5	18,2	14,9	6,3	1,4	0,4	0,0
16kM	2,7	2,8	4,2	9,1	15,7	23,5	21,1	12,7	6,2	1,6	0,4
kP	1,1	2,5	6,4	12,2	17,4	22,1	17,1	10,5	6,3	2,9	1,6
zs%	10,4	7,4	8,7	12,7	17,0	19,1	15,3	6,8	1,9	0,6	0,1
17kM	3,3	2,6	4,3	8,0	15,3	21,4	24,1	15,0	4,4	0,9	0,6
kP	0,9	1,9	7,0	12,3	18,7	22,0	14,7	12,0	5,9	3,0	1,6
zs%	10,9	9,0	8,9	11,0	16,2	18,7	15,2	6,5	2,1	1,2	0,3
18kM	2,6	2,6	4,2	8,8	16,5	23,2	21,3	13,4	5,1	2,0	0,4
kP	1,4	2,1	5,9	11,8	18,6	21,9	18,2	10,2	4,6	3,3	2,0
zs%	8,8	7,0	9,0	11,9	14,4	22,8	12,1	8,8	3,4	1,8	0,0

Column 1: Age [yr.], k: fat-corrected, M: metric index, P: plastic index, zs%: body fat percentage.
Numbers in table: percentages related to age-group size

Megbeszélés

Mint a többi élőlényé, az emberi test szerkezete és a zigitális kombinációs lehetőségeknek köszönhető formagazdagsága is csodálatos. Vélhetően sokan osztjuk azt az esetleg valamikor illúzióknak bizonyuló véleményt, hogy forma, szerkezet és funkció közt szoros kölcsönhatás áll fenn. Nem látszik tanácsosnak a humánbiológiában sem lemondani a megjelenési formák sajátosságainak vizsgálatáról. Mint bevezetőnkben jeleztük, meghökkentőnek kell tartanunk azt a látszólagos érdeklődéshiányt, amit az emberi testformák iránt kb. a múlt század közepétől kezdve ebben a szűkebb diszciplínában lehet tapasztalni. Ezzel szemben a múlt század 90-es éveitől indulva – katonai, ipari és tudományos alkalmazás céljából – háromdimenziós testterképezéssel már 2001-ben 19 cég foglalkozott (Hwang 2001; 7. táblázat). Az emberi testet három dimenzióban pásztázó rendszertechnológiát speciális filmhatásokhoz, antropológiai, kórházi, katonai és ruházatiipari célokra használják. Egy 1999. december és 2000. december közt végzett, a Cyberware, [TC]², Telmat, Wicks and Wilson, Hamamatsu, Vitronic, TecMath, 3D Scanners, Immersion, Hamano, Puls Scanning system, LASS (Loughborough Anthropometric Shadow Scanner), Cognitens, Carl Zeiss, Faro Technologies, Science Accessory, Turing C3D, CAD Modeling, és Polhemus cégeket érintő felmérésből Hwang (2001) a ruházati ipar céljaira a Cyberware, Hamano, Vitronic, TecMath, TC2, Telmat, Wicks and Wilson, and Hamamatsu gyártmányait találta alkalmasnak.

A felméréséből számunkra érdekes adatokat a 7. táblázatban foglaltuk össze.

A testformát az embernél is viszonylag szűk nagyság- és aránybeli korlátok között tekintjük még természetesnek, elfogadhatónak vagy egészségesnek. Az ezen korlátok között mutatott alaki változatosság is messze meghaladja azonban azt a képességünket, hogy szavakkal egymás számára egyértelműen le tudjuk írni. A festők, grafikusok, szobrászok meg tudják ugyan sajátos eszközeikkel jeleníteni, de ugyanarról a testről mégis mindegyikük más benyomást tükröz.

7. táblázat. Válogatott részletek a 2001-ben gyártott háromdimenziós test-leképező rendszerekről.
Table 7. Selected details of the systems produced in 2001 of 3D-reconstruction of the human body shape.

Rendszer	Letapogatás (s)	Feldolgozás (s)	Testtérfogat SzéMéMa (m)	Adatméret (Mb)	Felbontás: RezHorVert (mm)
Fényforrás			Látható fény		
[TC] ² –3T6	10	30	1,1×2×1,1	8	pitch 1×2,5×2,5
[TC] ² –2T4	10	30	1,1×2×1,1	4	1×2,8×2,8
Hamamatsu–BL	7	40	0,9×0,5×2	0,3	1×7,5×5
Telmat–Symcad	7,2	15	0,8×1,3×2,2	0,25	0,8×1,4×1,4
Wicks&Wilson–TBS	16	240	0,75×0,75×2	10	pitch 1,5×1,5×1,5
Fényforrás			Lézer: C1 = a szemre veszélytelen, C2= nem veszélytelen		
Cyberware–WB4 C1	17	30	2×1,2×1,2	0,8 tömör	0,5×2×5
Cyberware–WBX C1	17	30	2×1,5×0,5	0,8 tömör	0,5×2×3
Vitronic–Vitus SmartC1	19	30	0,85×1,0×2,0	3	2×2×2
Tecmat–Ramsis	1,3	–	0,8×0,8×2,2	–	–
Hamano–Voxelan C1	4	–	1,1×0,74	–	3,4×3,4×3,4
Polhemus–Fastcan C2	30	–	2×2×2	–	1×1×1

TBS: Triform Body Scan

Column labels: 1 – System, 2 – Scanning time, 3 – Processing time, 4 – Scanned volume W×D×H, 5 – Data size (tömör= compressed format), 6 – Resolution R×Hor×Vert. Top part of table: light source – visible light, bottom part: laser. C1: safe to the eye, C2: not safe.

Formai osztályozásra azonban, úgy látszik, szükség lehet, hiszen az ókor óta nem szűnünk ilyeneket kialakítani. Az ilyen helyzetek kezelésére azelőtt és jelenleg is hasonlósági sémákat szokás használni. Ezek a megszokott dimenziós keretekben a pontosság rovására tett engedményekkel igyekeznek egyszerűsíteni az osztályozást. Az alakú osztályozás általában valamely önkényesen kitüntetett tulajdonságon (meglétén vagy hiányán) és/vagy annak mértékén alapul. Ha megnevezett (nominális) tulajdonságo(ko)n alapul, epifémikusnak, epifenomenálisnak, vagyis jelenség módján megragadottnak nevezzük. Ha mennyiségileg is definiálták a tulajdonságot, akkor többnyire algoritmizálható is. Látszólag nagyobb objektivitásuk miatt az utóbbi időkben az algoritmizáltak számítanak tudományosabbnak, mert algoritmizálhatónak akkor nevezünk egy besorolási rendszert, ha ismert kiindulási feltételek mellett véges számú logikai lépésben bárki azonos eredményre jut vele. A tanulást imitáló (neuronális hálózatok és mesterséges intelligencia-) programok kivételével közel minden számítógépre alkalmazható eljárás ilyen. Az objektivitás látszólagossága a kitüntetett tulajdonság megválasztási önkényéből fakad.

Az okok felé tapogatózás során azzal az ellentmondással is számolnunk kellett, hogy a képköltésnek, a formák lehető leghívebb megközelítésének technikai eszköztára időközben rendkívül sokat gazdagodott. Az emberi test formája tekintetében mégsem a humánbiológia fordult a legintenzívebben ezekhez a lehetőségekhez, hanem a ruházati és bútorigipari formatervezés, az ergonómia különféle alkalmazási területei vagy a rajzfilmes és az animációs, a számítógépes grafikát hasznosító tevékenységek, hogy csak néhányat említsünk (Hwang 2001). A gyógyászatban és az orvosi diagnosztikában alkalmazásra került képköltési módszereknek köszönhetően ma már szinte több tudható testünk belsejének formai és szerkezeti tulajdonságairól, mint külsőnkéről, bár a humánbiológiához képest az orvosi diagnosztika is jóval kiterjedtebben foglalkozik a testformának külső megnyilvánulásaival. A nem humánbiológiai testforma-irodalom annyira bőséges, hogy nincs terünk még szelektáltan sem ide idézni.

A 19. század második felétől élénkül meg (nem először persze, gondoljunk a reneszánsz képzőművészekre) ismét az érdeklődés – úgyszólván a klasszikus görögség naív bizakodását felfrissítve – az emberi testformák iránt. A forma és tartalom (esetünkben ez a funkcióra utaló fogalom) egységének bővületében orvosok, pszichológusok és pszichiáterek hisznek szilárdan abban, hogy a formabeli jelek (alkattípusok) elvezetik őket annak megértéséhez, miért olyan egy ember természete, amilyennek külseje alapján képzeljük. A hétköznapi emberismeret leegyszerűsítő gyakorlata is emellett szól. Kialakulnak a nemzeti „alkat”-iskolák, hittel vallja mindegyik, hogy ő került a legközelebb a megoldáshoz, nem sokkal különbözve a bölcsék köve kutatóinak vagy az alkímia arannyá transzformáló lehetőségében hívőknek ügybuzgalmától. Jön a századforduló, az elméleti és gyakorlati fizika diadalmenete. Miért ne ismétlődhetne meg ennyi áttörés az emberrel foglalkozó természettudományokban is?

Galton, Moreno, Freud, Jung, Sheldon, Kretschmer – hogy csak néhány korabeli, nagy, messze tekintőnek igyekvő név kerüljön szóba – megalkotják átfogónak hitt rendszereiket, megannyi gondolati modell mind. A nem biológiai természettudományok már tudva tudják, az ismeretbővüléshez elengedhetetlen a modellek mérésrel történő kísérleti ellenőrzése, a biológiaiak még a harmincas években sem mind veszik ezt tudomásul. De ha szórványosan is, már jelentkezik ez az igény az utóbbiban is. Jön Martin és Saller (1957), Grimm (1966) és jönnek Strömberg (1937), Parnell (1954) és Conrad (1963). Megkísérlik – Galilei tanácsát megfogadva – mérhetővé tenni az addig nem mértet vagy nem mérhető. És ki-ki megvívja a maga harcát a deskripció lázában égő típusalkotókkal.

Voltak szerencsésebbek, voltak kevésbé szerencsések. Strömgren és Parnell talált „követőket”, az első Conradot, a másik a Heath–Carter duót (Carter és Honeyman-Heath 1990), míg a kretschmeri, döntően leíró jellegű iskola „elfajzottjaként” számító Conrad részben képzeletgazdagsága, részben a rendszeralkotás hevében állandóan kikutatatlan területekre tévedései következtében eléggé pórul járt – mint említettük: a legutóbbi 50 évben a valahai keletnémeteken kívül csak két magyar kutatóhelyen alkalmazták modelljét. Sőt még ezek a műhelyek is – mint ez meglehetősen szokásos – csak a technikát vették át, Conrad szellemi útmutatására fűtültek, amiben idehaza a jelen szenior szerző érzi magát a leginkább ludasnak. A „szellemi imposztorság” azonban nem korlátozódik a „conradistákra”. Heath visszavonulásával, majd halálával kiment a divatból a sheldoni tipológia egyik értékes eszköze, a testfényképezés. A Parnell és Hirata érdemét, noha tőlük fontos örökséget kaptak, feledtetni igyekvő poszt-sheldoni utódok kezében a kétségtelenül hasznos újítások (szomatotérkép-zónák, kinyitott, a növekedésben lévőkre adaptált skála, az endomorfia magasságkorrekciója stb.) mellett testösszetétel-becsléssé fakult a tipológia.

Aztán egyrészt amiatt, hogy oszlani kezdtek az illúziók a tudomány mindenhatóságát és általános érvényességét illetően, másrészt annak a mélyülő fölismerésnek következtében, mennyire bonyolult a vizsgált és megközelíteni vágyott objektum, nemcsak a humánbiológia, hanem az orvostudomány és a pszichológia/pszichiátria is szinte egyik napról a másikra vesztette el érdeklődését az emberi típusok és alkatformák iránt. Hirtelen mindezek mással kezdtek foglalkozni. Úgy került ki az érdeklődés reflektorfényéből a testforma-modellezés, amely valaha a holisztikus szemlélet alapján tekintett az emberre, hogy vizsgálatlanul, kikutatlanul maradt mindaz, ami azt a funkcióhoz köti: az élettani és anyagcsere-relációk, a kórformákra és mentális zavarokra hajlamosság, az örökletesség típusa és mértéke, az élet során feltehető típusartás elemzése; cáfolata vagy alátámasztása mindazoknak az összefüggéseknek, amit a típusalkotók annak idején megálmodtak, végigjárni azonban már nem tudtak.

Sportoló fiúknál végzett tájékoztató vizsgálatainkban (Szmodis és mtsai 1976) jobb híján egyszerű lineáris extrapolációval terjesztettük ki gyermekekre az eredetileg csak felnőttekre szabott Conrad-féle alkattérképet és regressziós formulákat illesztettünk a nyers metrikus index nemenként eltérő, Strömgren-féle nomogramjaira. A gyermekterhelésélettani konferenciákon ugyan igyekeztünk a modellt népszerűsíteni, de folyóiratban közlésre sajnos csak itthon került sor. A növekedésben lévők adataiból már akkor kiderült, hogy 7 éves kortól a pubertásig leptomorf irányban mozdulnak el az egymást követő fiú-évjáratok metrikus index átlagai, majd a pubertással e negatív csúcsról fokozatosan közeledik a törzs formája a fiatal felnőttkori normometria felé, valamint hogy a plasztikus index statisztikai szórása összefügg a növekedési lökés tempójával és mértékével. Akkor még nem ismertük (és csak felületesen vizsgáltuk) a Conrad-indexek eloszlási jellegzetességeit, korrelációjukat pedig egyáltalán nem.

Itt érdemes szót ejteni azokról a dolgokról is, amelyek Conrad alapkonceptióit illetően is problémákkal szembesítettek bennünket. Conrad tisztességét és előrelátását mutatja, hogy könyvében (1963) egyértelműen utal pl. a minták pont-eloszlásának elnyújtottságára, valamint arra, hogy módszerét csak az adott populációra honosítva helyes alkalmazni.

Akár két, akár három változón, skálán, tengelyen vagy dimenzióan alapul egy (formai) besorolási rendszer, igazolható, hogy még a többváltozós normális eloszlásnak leginkább megfelelő esetben is érvényes a tétel: mennél kevésbé függetlenek egymástól a változók, skálák, tengelyek vagy dimenziók, annál kevésbé lesz az egyedi értékek szóródása az

átlag körül kör- vagy göbbszimmetrikus, mert az összefüggés excentricitással jár (Szmódis 2005). Biológiai rendszerek esetében, amelyek mindig többszörös összefüggérendszerként épülnek föl, szinte valószínűtlen kivételnek lehet csak tekinteni az ebben az értelemben vett szóródásszimmetriát.

Mindezt el kellett mondani, mielőtt hozzáfoghattunk konkrét témánk diszkussziójához. Már csak annak érdekében is, hogy a felületesebb érdeklődő is tájékoztatást kapjon.

A konkrét eredmények tárgyalásában először a mintáról essék szó, hiszen besorolási-osztályozási alapként használtuk föl. Demográfiai értelemben is reprezentatívnak tekinthető, nagyságának és frissességének köszönhetően pedig elfogadható bázisnak tekintettük. Ha kiegészülhetne további recens adatokkal, még pontosabb lehetne.

Az általunk alkalmazott módszerekkel kapcsolatban is van megjegyzésünk:

1) A Strömngren-nomogramhoz általunk és a Greil (1996) által illesztett regressziós metrikus index képlet férfi-konstansai ($MIG_{Greil} = 0,1540MSZ + 0,1253MM - 0,0401TM - 0,3647$) eltérnek, ezért próbaszámítást végeztünk. Ennek alapján Greil értékei átlagban 75 ezreddel kevésbé negatívak, mint a mieink, ha ugyanazokra a fiúkra alkalmazzuk a két képletet. Ennyi eltérés sem szakmailag nem jelentős, sem statisztikailag nem szignifikáns.

2) Az igen eltérő redőválasztáson alapuló és igen eltérő eredményeket szolgáltató relatív testzsír-becselő képletek közül azért esett a választásunk Pařížkováéra, mert legalább geográfiaiilag hazánkhoz közeli, közép-európai mintán alapul és tudható, mivel validálta módszerét, míg az egyéb technikák sokszor nem térnek ki erre. Pařížková (1961) – bár a testsűrűség és a bőrredő-összeg korrelációját tárgyalva hangsúlyozza, hogy a zsír%-becslések gyermekekre standardizálása még várat magára –, mégis párhuzamos sűrűség és zsír% skálát ad, említés nélkül hagyva, miért annyi éppen a relatív zsír a sűrűséghez képest. Lohman (1992) viszont jó egyezést talált a testsűrűség és Pařížková zsír% adatai közt. Nem tér ki Pařížková a 200-valahány fiúból és lányból álló mintájának reprezentativitására sem, de ugyanez a helyzet az itthon alkalmazott zsírbeceelő eljárások döntő többségénél. Mint oly sok más esetben, ízlésünktől függően kikötünk valamelyik eljárásnál és azt használjuk, ha igaz a hazai lakosságra, ha nem, mert mind a módszerhonosítás, mind a validálás meglehetősen drága, és erősen kérdéses, lehetne-e támogatót találni rá.

3) Conrad méréseinek idejében nem volt még a mostanihoz hasonló mértékű járvány a túlsúly és elhízottság, vélhetően ezért nem vetődött föl a zsírkorrekció szükségessége.

4) Szólni kell néhány szót az ellipszises elemzés háttéréről is. A korosztályok index-eloszlásának vizsgálatára használt prediktív konfidencia-ellipszis egyrészt a mintát szolgáltató csoporttal egyező korú és nemű további vizsgáltak lehetséges elhelyezkedési tartományát becsli, másrészt bemutatja – többek között – az alkattípus komponenseinek eloszlását az egymásra merőlegesnek feltételezett alkat/testforma-tengelyek síkjában. Ha nincs módunk rá vagy nem célszerű egy adott formai halmaz minden tagjának megjelenítése, de gyanúnk van rá, hogy a tulajdonságtérben korreláció is érvényesül, törekedni kell a szóródás excentricitásának megadására a halmaz leírásakor.

Elemzéseinkben a konfidencia-ellipszis nagytengelye az egyedi indexpárok alapján számított és az ellipszis középpontján áthaladó regressziós egyenessel többnyire szöget zárt be. Kérdéssé vált, társul-e ehhez szakmai értelmezhetőség. A geometriai értelmezés világosabb volt: a legkisebb négyzetek alapján illesztett regressziós egyenesnél a függő változó tengelye mentén számít az átlagtól vett eltérés, míg az ellipszisenél annak nagytengelyére merőlegesen. A szakmai értelmezhetőség akkor vált világossá, amikor elvégeztük a más szempontból szükségesnek tartott zsírkorrekciót. A zsírkorrekció, bármennyire önkényesnek látszó volt is, jelentősen csökkentette az indexek korrelációját,

tehát az indextengelyek közeledtek az elméleti merőlegességhez. Az egyes korosztályokban növekvő mértékű testzsír-tartalom tehát hatással van egy-egy vizsgálati csoport értékelésének szimmetriájára: az indexek által kifejlesztett síkban a relatív testzsír-tartalom okozta a pontfelhők elnyújtottságának döntő részét. Gyanúnk szerint a tengelyek elbillenésének egy kis része a nagyon kilógó adatpontok következménye is lehet.

Eredményeink közül a legcsúgyesztöbbnek az találtuk, hogy a 7 és 10 évesek kivételével egyetlen korosztály sem akadt, amelyben a vizsgáltak harmadánál kevesebben lettek volna a 20% fölötti relatív zsírt cipelők. Annak nem tudtuk értelmes magyarázatát adni, miért a 9 és 11 éves korosztályban volt az ilyen fiúból a legtöbb. Az azonban logikusan következik ebből a megfigyelésből, hogy miért éppen náluk eredményezett az indexkorrekció szignifikánsan leptomorfabb metrikus index-értékeket.

Az a tapasztalat, hogy a zsírkorrekció csak igen mérsékelten befolyásolta a metrikus indexnek a relatív testzsírral mutatott korrelációját, a piknomorfabb testalkatúaknak az elhízásra nagyobb hajlamát támasztja alá. Mennél leptomorfabb valaki, ez a hajlam annál mérsékeltebb lehet, pedig köztük is vannak alacsonyabbak. Ebben az elemzésünkben nem vizsgáltuk azt a Conrad idejében sokat vitatott kérdést, általában alacsonyabbak-e a kifejezettebben piknomorf gyermekek, mint a kifejezettebben leptomorfak. Skálázási javaslatunk ellenére nem szívesen mernénk Greilhez hasonlóan (Greil 1997) eljárni, aki egységesen metromorfnak tekinti a korosztályi átlag körüli 60%-át a gyermekeknek, az ezen a zónán kívül eső 20–20%-ot pedig leptomorfnak, illetve piknomorfnak. Ez az elgondolás nyilván nem számol a metrikus index közel normális eloszlásával és ebből adódóan a szélsőségek sokkal csekélyebb valószínűségű arányával.

Úgy véljük, a magunk elé tűzött feladatokat sikerült elvégezni. Megvalósult a Conrad-féle formamodell egyénekre és csoportokra egyaránt alkalmazható, reprezentatív és nagy mintán alapuló értékelés lehetősége: van már érvényes referenciaérték a 7–18 éves fiúkra. A metrikus és plasztikus index egymással mutatott korrelációja csak részlegesen magyarázta a prediktív konfidencia-ellipszisekkel demonstrálhatóvá tett, sajátos korosztályi variabilitást. Be tudtuk bizonyítani, hogy bár maga a háj is formaképző tényező, oly mértékben „terheli” ennek az alkat/testforma modellnek az alkalmazását, hogy az indexeket korrigálni szükséges. A zsírkorrekció révén „megtisztított” indexek értelmezhetőbben és remélhetőleg hívebben képezik le napjaink zsírfárványában szenvedő egyéneit és csoportjait. A metrikus indexnek a zsírkorrekció után is megtartott összefüggése a relatív testzsír-mennyiséggel alátámasztani látszik a piknomorf alkatúaknak az elhízással kapcsolatos nagyobb, a leptomorfoknak pedig mérsékeltebb kockázatát; ennek tényszerű bizonyítása azonban további tanulmányozást igényel.

Nem térhetünk ki a testforma probléma néhány módszertani szempontjának megemlítése elől. Belátjuk, a „szegény ember vízzel főz” elv még ad valamennyi lehetőséget a hazai antropometriai formabecslésre, a conradi modell alkalmazására. Igaz, annak fontosnak látszó élettani, klinikai és pszichológiai vonatkozásait egyedül az embertan aligha tisztázhatja.

Tudomásul kell azonban vennünk, már többféle számítógépes technikát is kifejlesztettek a háromdimenziós testforma rekonstrukciójára, gyakorlatilag korlátlan rögzítési lehetőséget nyújtanak a digitális kamerák. Kellő pénz birtokában a gondos antropometriával megszerezhető adatok is kiválthatók: a lézeres pásztázás pontossága már milliméteres; van szoftver, amellyel interaktívan lehet jelzőpontokat kitűzni, formakoordinátákat számítani, pl. a ruházati méreteket közvetlenül szolgáltatják programcsomagok (Hwang 2001).

Amire a humánbiológiában szükség lenne, az a conradihoz hasonló elvi modellek megalkotása, vagy annak kiterjesztése. Valószínűleg a jelenlegi legrészletesebb

antropometriai méretlista sem elég ahhoz, hogy annak alapján formatipizálásig juthassunk. Olyan elméleti alapvetést tartunk szükségesnek, amelynek kialakítása után, ha lehetőség nyílik az eszközök és szoftverek beszerzésére, már tudhatjuk, mit és miért kívánatos formaadatként előállítani. Választ kéne találnunk rá, hogy a proporciókon kívül milyen tulajdonságokat fogadhatunk el sajátos formai paraméternek, alkatra jellemző sajátosságának és az hogyan validálható, mekkora megbízhatóságot kívánunk meg, milyen kritériumok alapján kell az értékelőknek dolgozni, hogy összehasonlítható eredmények születhessenek stb. Valószínűleg hasznos lenne együttműködést vagy tapasztalatcserét kezdeményezni azokkal a műhelyekkel, amelyek már alkalmazzák az emberi test formagazdagságának háromdimenziós rekonstrukciójából adódó elemzési lehetőségeket.

Összefoglalás

Az országra reprezentatív, 7–18 éves fiúanyag (N=18737) alapján kialakítottuk az eddig hiányzó, megbízható és érvényes korosztályos viszonyítási fiú-értéklistát az emberi testforma megközelítésének Conrad-féle növekedési típus modelljéhez. Feladatunknak tekintettük a növekedési típus két indexe egymáshoz való viszonyának és más sajátosságainak földerítését is. Tanulmányoztuk a zsír%-kal becsült testösszetétel és az adott modell formai sajátosságainak kölcsönhatását a növekedés kapcsán és a testforma kérdésének néhány módszertani szempontját. Ehhez a Mészáros János által gyűjtött decimális kor, testtömeg, magasság, metrikus és plasztikus index, testzsír% adatok metaanalízisét végeztük el.

Bemutatjuk a pikno- és leptomorfa Strömngren-féle becslése (metrikus index) és a Conrad-féle plasztikus (robusticitási) index eredeti és testzsír-korrigált korosztályos referenciaértékeit, a 7 évesekre számolt testzsír% referenciaértékeit és az egyes korosztályokban azok gyakoriságát, akiknél a relatív testzsír meghaladta a 20%-ot, amelyet fiúkra érvényes, még az egészséggel összeegyeztethető felső határértéknek tekintünk. A 7 évesek kivételével valamennyi korosztály 30%-ánál többen voltak a 20% fölötti relatív zsírt cipelők. Bizonyítottuk, hogy a testzsírral való korrekció közel körszimmetrikussá teszi a Conrad-indexek együttes eloszlását, nullához közeli értékre csökkentve az indexek korrelációját. Metodológiaiilag sürgetőnek tartjuk az emberi test formaképző paramétereinek mielőbbi elméleti tisztázását.

*

Munkacsoportunk két tanulmánya tisztelgés kíván lenni őszintén nagyrabecsült kollégánk és barátunk, Bodzsár Éva tanárnő előtt. Ha valamelyikben csak kis örömét is leli, máris elértük célunkat. Legfőleg azt sajnálhatjuk, hogy miért nem lehet az ilyen örömszerzésre gyakrabban alkalmakat találni.

Irodalom

- Carter, J.E.L., Honeyman-Heath, B. (1990): *Somatotyping: Development and Applications*. Cambridge Studies in Biological Anthropology. Cambridge University Press, Cambridge.
- Conrad, K. (1963): *Der Konstitutionstypus – Seine genetische Grundlegung und praktische Anwendung*. 2. Auflage. Springer, Berlin.
- Frenkl, R., Mészáros, J., Mohácsi, J., Szmodis, I., Szabó, T., Főnyedi, G. (1985): The anthropometric characteristics of non-athletic and regularly trained athletic pupils in Hungary. *Hung. Rev. Sports Medicine*, 26(4): 265–270.

- Greil, H. (1988): *Der Körperbau im Erwachsenenalter — DDR-repräsentative anthropologische Querschnittsstudie 1982/84*. Habilitationsschrift, Berlin.
- Greil, H. (1993): Growth, type of physique and state of nutrition. *Coll. Antrop.*, 17: 275–285.
- Greil, H. (1997a): Sex, body type and timing in bodily development – trend statements based on a cross-sectional anthropometric study. In: Roberts, D.F., Rudan, P., Skaric-Juric, T. (Eds) *Growth and development in the changing world*. Zagreb.
- Greil, H. (1997b): Physique, type of body shape and nutritional status. *Homo*, 48: 33–53.
- Greil, H., Möhr, M. (1996): Anthropometrische Charakterisierung der DDR-Bevölkerung. *Ernährungsforschung*, 41: 79–115.
- Greil, H., Vockenbergh, I. (1975): Das Breiten- und Tiefenwachstum des Rumpfes bei einer Stichprobe von Kindern und Jugendlichen aus der DDR-Bevölkerung. *Ärztl. Jugendk.*, 66: 32–42.
- Grimm, H. (1966): *Grundriß der Konstitutionsbiologie und Anthropologie*. Verlag Volk und Gesundheit, Berlin.
- Hajtman, B. (1971): *Bevezetés a matematikai statisztikába pszichológusok számára*. 2. kiadás. Akadémiai Kiadó, Budapest.
- Höppe, H. (1969): Wachstumsveränderungen der Rumpffquermaße bei der Berliner Schuljugend. *Ärztl. Jugendk.*, 60: 29–38.
- Hwang, S.J. (2001): *Three dimensional body scanning systems with potential to use in the apparel industry*. Part of PhD thesis. Raleigh: North Carolina State University.
- Jaeger, U., Zellner, K., Kromeyer-Hauschild, K. (2004): Body composition and type of body shape in schoolchildren from Jena/Germany. In: Bodzsár, B.É., Susanne, C. (Eds) *Biennial Books of EAA, Vol. 4*.
- Kemper, H.C. (1995, Ed.): The Amsterdam growth study. A longitudinal analysis of health, fitness and lifestyle. Human Kinetics Sport Science Monograph Ser., 6. Human Kinetics, Champaign.
- Lohman, T.G. (1992): *Advances in body composition assessment*. Current Issues in Exercise Science Series, Monograph #3. Human Kinetics, Champaign IL.
- Martin, R., Saller, K. (1957): *Lehrbuch der Anthropologie*. Fischer Verlag, Stuttgart.
- Mészáros, J., Mohácsi, J., Szabó, T. (1983): A biológiai életkor meghatározásának és a felnőttkori testmagasság előrejelzésének lehetősége 10–13 éves korban mért antropometriai változók alapján. *Hung. Rev. Sports Medicine*, 24 (1): 37–44.
- Mészáros, J., Mohácsi, J. (1987): The growth type of 7 to 18 year old school children in Hungary. In: Janicievic, B., Kuzec, V., Lethbridge, M., Milicic, J., Peranovic, M., Rudan, P., Smolej-Narancic, M., Sujoldzic, A., Simic, D. (Eds) *Eight International Anthropological Conference. School of Biological Anthropology*, Zagreb. 17–19.
- Mészáros, J., Mohácsi, J., Frenkl, R., Főnyedi, G., Szmodis, I., Szabó, T. (1986): The distribution of differences between chronological and morphological age in school-children of 10–14 years. *Hung. Rev. Sports Medicine*, 27 (1): 15–20.
- Mészáros, J., Mohácsi, J., Szabó, T., and Szmodis, I. (1985): Assessment of biological development by anthropometric variables. In: Binkhorst, R.A., Kemper, H.G.C., Saris, W.H.M. (Eds) *Children and Exercise XI*. Human Kinetics, Champaign IL. 341–345.
- Mészáros, J., Szmodis, I., Mohácsi, J. (1979): A testnevelés és sportedzés alkatfejlődési alapjai. *A Sport és Testnevelés Időszervi Kérdései. Sport, Budapest*. 20: 15–38.
- Mészáros, J., Szmodis, I., Mohácsi, J., Szabó, T. (1984): Prediction of final stature at the age of 11–13 years. In: Ilmarinen, J., Välimäki, I. (Eds) *Children and Sport*. Springer, Berlin, 31–37.
- Möhr, M., Johnsen, D. (1969): Vergleich anthropometrischer Werte bei älteren Jugendlichen und jüngeren Erwachsenen. *Ärztl. Jugendk.*, 60: 169–176.
- Pařížková, J. (1961): Total body fat and skinfold thickness in children. *Metabolism*, 10: 794–807.
- Parnell, R.W. (1954): Somatotyping by physical anthropology. *Am. J. Phys. Anthropol.*, 12: 209–239.
- Strömngren, E. (1937): Über anthropometrische Indices zur Unterscheidung von Körperbautypen. *Z. Neur.*, 159: 75–81.
- Szabó, T., Pápai, J., Szmodis, I. (1992): The effect of intense physical training on some somatic indices and body composition. In: Szmodis, I., Szabó, T., Mészáros, J. (Eds) *International Round-Table Conference on Sports Physiology*. Magyar Testnevelési Egyetem, Bp. 213–226.

- Szabó, T., Szmodis, I., Mészáros, J., Pintér, Á. (1984): Somatotype, growth type and motor performance in 10 years old girls taking part in elevated level physical education at school. In: Ilmarinen, J., Välimäki, I. (Eds) *Children and Sport*. Springer, Berlin, Heidelberg, 37–42.
- Szmodis, I. (1977): Physique and growth estimated by Conrad's and Heath–Carter's somatocharts in athletic children. In: Eiben, O.G. (Ed.) *Growth and Development; Physique*. Symp. Biol. Hung. 20. Akadémiai Kiadó, Budapest. 407–415.
- Szmodis, I., Mészáros, J., Szabó, T. (1976): Alkati és működési mutatók kapcsolata gyermek-, serdülő és ifjúsági korban. *Testnevelés- és Sportegészségügyi Szemle*, 17 (4): 255–272.
- Szmodis, M. (2005): *A testszerkezet változása a növekedés és fejlődés során*. PhD disszertáció. ELTE, Budapest.
- Tittel, K., Wutscherk, H. (1972): *Sportanthropometrie*. Barth, Leipzig.
- Weiner, J., Lourie, J.A. (1969, Eds): *Human Biology. A Guide to Field Methods*. IBP Handbook 9. Blackwell, Oxford.

Levelezési cím: Szmodis Iván
Mailing address: H-1015 Budapest
Batthyány u. 46.
Hungary
szmodis@mail.hupe.hu

